

PALABRAS CLAVE

Distribución del ingreso
Salarios
Igualdad de remuneración
Educación
Género
Análisis multivariado
Metodología estadística
América Latina

Desigualdad salarial en América Latina: una década de cambios

Dante Contreras y Sebastián Gallegos

El presente trabajo contribuye a explicar los determinantes de la distribución salarial en América Latina durante la década de 1990. En el estudio se utiliza el modelo básico de descomposición de la varianza de los salarios propuesto por Fields (2002), basado en la estimación de una ecuación de salarios a la Mincer corregida por sesgo de selección. Esta metodología permite cuantificar los efectos de las diversas variables explicativas de la desigualdad salarial. En los principales resultados resalta que la educación es por lejos el factor más relevante de la desigualdad salarial en la región. Además, su importancia ha aumentado en el tiempo, a pesar de que el poder explicativo del modelo se ha mantenido estable.

Dante Contreras
Profesor, Departamento de Economía,
Universidad de Chile
✉ contreras.dante@gmail.com

Sebastián Gallegos
Doctorando en economía
Universidad de Northwestern
✉ sebastiangallegos@gmail.com

I

Introducción

La distribución del ingreso en América Latina se ha caracterizado por elevados niveles de desigualdad persistentes en el tiempo. Diversos informes de organismos internacionales como la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), el Banco Mundial y el Banco Interamericano de Desarrollo (BID) dan cuenta de ello. En efecto, utilizando el coeficiente de Gini para el período comprendido entre 1970 y 1990, América Latina promedia cerca de 10 puntos sobre los niveles de desigualdad de Asia y alrededor de 20 puntos más con respecto a países de Europa oriental y la Organización de Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) (De Ferranti y otros, 2003).

Por otra parte, durante la pasada década la CEPAL (2002a) caracteriza a la región con un bajo dinamismo en términos de crecimiento económico y una significativa inestabilidad en las tasas de crecimiento. Esta situación obedecería principalmente al cambiante entorno internacional. Es así como en el año 2002 América Latina registra una reducción del orden del 2% de su producto por habitante respecto del nivel registrado en 1997.

Los bajos niveles de ingreso y los elevados niveles de desigualdad que muestra la región no solo repercuten en el bienestar y la estabilidad sociopolítica. En un contexto competitivo, las desigualdades también incidirían negativamente en la eficiencia de la economía. En efecto, los elevados niveles de desigualdad podrían correlacionarse con decisiones no necesariamente óptimas adoptadas por diversos agentes económicos. Por una parte, los hogares de menores ingresos pueden mostrar menores niveles de inversión en capital humano, lo que limita las oportunidades para una fracción importante de la población, reduciendo las tasas de crecimiento potencial y afectando al grado de desarrollo.

Por otra parte, escenarios donde la desigualdad es elevada y persistente en el tiempo pueden incidir en que los gobiernos se dediquen exclusivamente a la reducción de las brechas sociales. Si bien aquella tarea es prioritaria, olvidar las políticas económicas en favor de la inversión y el crecimiento afectará las posibilidades de desarrollo y bienestar de la población en el largo plazo.

A pesar de su importancia, en la mayoría de los estudios sobre la desigualdad en América Latina el problema es abordado desde una perspectiva más bien descriptiva. De todas formas, existen artículos en que se trata de explicar las causas de los cambios en la distribución del ingreso en la región.¹ Sin embargo, son escasos los estudios en que se examinan los determinantes de la desigualdad utilizando bases de datos consistentes entre países.

Mediante el presente trabajo se contribuye a explicar los determinantes de la distribución de los salarios en América Latina utilizando bases de datos para una muestra amplia de países. La información empleada proviene de la CEPAL. En el estudio se consideran 13 países de la región. Para cada uno de ellos se cuenta con datos del área urbana correspondientes a un año inicial y un año final. Se ha hecho especial hincapié en la preparación de los datos aquí utilizados, que son recolectados de fuentes oficiales de cada país con criterios de muestreo y selección aprobados técnicamente. Posteriormente, la CEPAL se encarga de homogeneizar definiciones y agrupaciones de variables, de tal modo que el análisis posterior sea comparable.²

En una primera etapa se estima una ecuación de salarios corregida por sesgo de selección. Este procedimiento entrega resultados acerca del retorno de la educación y, además, del comportamiento de otras variables incluidas en la estimación, como género y experiencia.

□ Se agradecen los comentarios de Osvaldo Larrañaga, Claudia Sanhueza, Juan Carlos Feres, Marco Galván, Fernando Medina y los participantes del encuentro anual de la Sociedad de Economía de Chile (SECHI). En esta investigación se utilizaron como fuente de información bases de datos oficiales provistas por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Los autores agradecen a la CEPAL el acceso a la información. También se agradece el financiamiento proporcionado por la Iniciativa Científica Milenio al Centro de Microdatos, Proyecto P07S-023-F. No obstante, los autores son los únicos responsables del contenido del trabajo.

¹ Un ejemplo es el estudio de Ganuza y otros (2001), en que se presenta un análisis basado en microsimulaciones para América Latina. Mientras tanto, en Contreras (1996 y 2002a) para Chile; Contreras y Galván (2003) para Bolivia; Gindling y Trejos (2003) para Costa Rica y De Hoyos (2006) para México, se utiliza la metodología de descomposición de varianzas propuesta por Fields (2002).

² Sin embargo, se debe tener presente que en las encuestas provistas por la CEPAL se respetan las muestras originales, de modo que no es posible controlar eventuales cambios en sus características particulares (como por ejemplo, cobertura o diseño muestral) durante el período analizado.

Los resultados de género permiten examinar la brecha salarial y su evolución durante la última década en América Latina. Además, se estiman los retornos a la escolaridad por ciclo educacional (educación primaria, secundaria y superior). Esta estimación posibilita examinar los cambios en los retornos de los distintos ciclos a través del tiempo y entre países.

Luego, siguiendo la metodología de Fields (2002), en este artículo se utiliza el modelo básico de descomposición de varianza del logaritmo de los ingresos del trabajo. Esto hace posible evaluar el efecto de cada variable explicativa incluida en el modelo en la dispersión

salarial. Específicamente, se realiza esta aplicación en cada país en un año de inicio cercano a 1990 y otra en torno del año 2000.

Además de esta introducción, el artículo se organiza de la siguiente manera: en la sección II se revisa brevemente la literatura relativa a la descomposición de la desigualdad de ingresos. En la sección III se describen los datos utilizados. En la IV sección se presenta la metodología usada en la descomposición de la varianza salarial. En la sección V se muestran los resultados obtenidos y se discute su interpretación. Por último, en la sección VI se resumen las conclusiones más importantes.

II

Descomposición de la desigualdad de ingresos

En la literatura se han desarrollado varios métodos de descomposición de la desigualdad de ingresos. Siguiendo a Morduch y Sicular (2002), es posible agrupar dichas metodologías de acuerdo con la estructura que imponen en su forma de proceder.

A cada uno de los métodos se le asocian ventajas y desventajas. Como finalmente es el proceso de generación de ingreso de los hogares (individuos) lo que está detrás de todas las técnicas de descomposición, la alternativa de métodos no paramétricos o semiparamétricos parece razonable (DiNardo, Fortin y Lemieux, 1996; Deaton, 1997). De este modo, se evita imponer una forma funcional determinada. Además, se puede estudiar la distribución completa de la función de ingresos. Sin embargo, su cálculo puede ser en extremo complejo. Morduch y Sicular (2002) plantean que es necesario imponer más estructura, es decir, parametrizar estimaciones de desigualdad (en vez de efectuar estimaciones paramétricas) obteniéndose así conclusiones más claras. Por otra parte, Fields (2002) encuentra que los resultados de DiNardo, Fortin y Lemieux (1996) son altamente sensibles al orden en que realizan los ajustes.

Una práctica muy común en la literatura es imponer estructura y calcular, comparar y descomponer por subgrupos índices de desigualdad como el coeficiente de Gini, el índice de Theil o la varianza de ingresos. Esta forma de proceder permite calcular la desigualdad del conjunto en función de la desigualdad de subgrupos de la población. Si además el índice de desigualdad cumple con la propiedad de descomposición aditiva, entonces la desigualdad de toda la población puede expresarse

como la suma de desigualdad en el interior (*within*) de los subgrupos más la desigualdad entre (*between*) subgrupos. Se debe tener presente que a medida que aumenta el número de categorías de análisis, disminuye el número de observaciones en cada subgrupo. Por lo tanto, la inferencia estadística puede perder poder si se incluyen muchas categorías.

El uso de métodos paramétricos mantiene como principal desventaja la imposición de una forma funcional al proceso generador de ingresos. Sin embargo, algunas de estas técnicas permiten conocer si las diferencias salariales o cambios en la distribución de ingresos se deben a efectos de dotación, retornos o efectos no observables. Algunos ejemplos son la descomposición de Oaxaca (1973) y las microsimulaciones de distribución de ingresos a nivel de individuos (Juhn, Murphy y Pierce, 1993) o a nivel de hogares (Bourguignon y Ferreira, 2005).

La elección de la técnica depende de los objetivos y datos disponibles en cada investigación. Es importante que los resultados se interpreten de acuerdo con las limitaciones y ventajas de la metodología elegida.

En este artículo se utiliza el modelo básico de descomposición de la varianza de los salarios propuesto por Fields (2002), basado en la estimación de una ecuación de salarios a la Mincer corregida por sesgo de selección. Esta metodología mantiene las desventajas vinculadas a las técnicas paramétricas descritas anteriormente. Sin embargo, presenta dos ventajas respecto de otros métodos. Primero, permite aislar y cuantificar el efecto de cada una de las variables explicativas en la desigualdad

salarial. La descomposición soporta variables dicotómicas y términos polinómicos en la ecuación de salarios; sin embargo, la inclusión de interacciones implica que no se podrán obtener los valores netos de la contribución de cada variable con relación a la desigualdad.

En segundo lugar, dado el modelo log-lineal y las reglas de descomposición, deja de ser relevante cuál será la medida de desigualdad a descomponer. Ello porque se obtiene el mismo efecto de cada factor explicativo

para una amplia clase de medidas de desigualdad.³ En concordancia con el modelo de Fields (2002), en este estudio se utiliza la varianza del logaritmo de los salarios como medida de desigualdad.

³ Por ejemplo, el coeficiente de Gini, el índice de Atkinson, la familia de indicadores de entropía generalizada y varias medidas de centiles. Para una demostración, véase Fields (2002).

III

Datos utilizados

La información utilizada en este informe es provista por la CEPAL y corresponde a estadísticas oficiales de cada uno de los países considerados en el análisis. En el estudio se consideran 13 países de la región. Para cada uno de ellos se cuenta con datos del área urbana correspondientes a una década aproximadamente. Dado que las bases son oficiales, estas no siempre corresponden a un año común de inicio o término. Así, se seleccionaron bases de datos correspondientes al año inicial más cercano a 1990, mientras que la elección del año final se sitúa en torno del año 2000.

Para examinar los determinantes de la desigualdad salarial, se adoptan criterios que permiten seleccionar una muestra homogénea en el interior de los países y comparable entre naciones. En efecto, se seleccionan observaciones de forma de poder analizar el comportamiento de la desigualdad en el mercado laboral para los trabajadores asalariados. En esta decisión se excluye al sector informal cuya importancia relativa varía significativamente entre países. En la muestra se consideran trabajadores asalariados en zonas urbanas que trabajen como empleados u obreros. Siguiendo las definiciones más comúnmente usadas en América Latina, se incluyen trabajadores cuya edad fluctúe entre 14 y 65 años. Por otra parte, a fin de evitar sesgos por consideraciones relativas al ciclo de vida, trabajos parciales y otros factores, se examinan aquellos trabajadores asalariados bajo un esquema de “jornada completa”, es decir, que trabajen entre 20 y 80 horas a la semana.

En el gráfico 1 se muestra el comportamiento de la varianza de los ingresos laborales. En el eje horizontal se incluye el indicador para el año inicial, mientras que el eje vertical representa las medidas para el año final. Por tanto, todos aquellos países que se encuentren por

sobre (debajo) de la diagonal de 45° empeoran (mejoran) sus indicadores de desigualdad al cabo de 10 años. Los países con asterisco (*) son aquellos que presentan diferencias estadísticamente significativas en los indicadores en el tiempo.

Colombia y el Brasil se distinguen como países en que mejora este índice de desigualdad. En este último país, la caída en los niveles de desigualdad corresponde a la más importante de la región. Es interesante notar que estas naciones, que presentaban los mayores niveles de desigualdad hace 10 años, destacan con mejoras significativas en términos de dispersión de los ingresos, a la inversa de lo que sucede en países tradicionalmente más igualitarios como el Uruguay y Costa Rica. Estos resultados refuerzan la noción de que, luego de una década, los niveles de dispersión de los ingresos de la región tienden a converger.

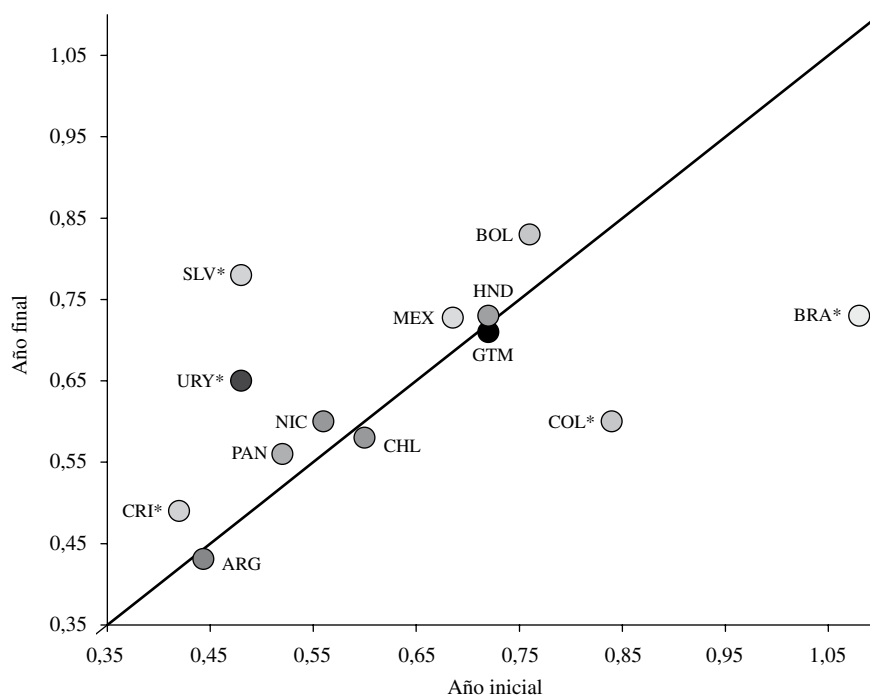
En el cuadro 1 se presenta estadística descriptiva para otras variables relevantes, además del número de observaciones disponible para la muestra ajustada. Los niveles de escolaridad crecen en todos los países, aunque levemente en promedio.⁴ Luego de una década, en la región se experimenta un incremento de 9 a 10 años de escolaridad aprobados. Un importante avance en materia educativa se observa en el Brasil, Colombia y Guatemala, con un aumento aproximadamente de dos años de estudios aprobados.

En promedio, la experiencia potencial —definida como edad, años de estudio y edad de admisión al primer grado de educación básica— no ha sufrido cambios significativos durante estos 10 años (18 años

⁴ Medida como años de estudio aprobados.

GRÁFICO 1

América Latina (13 países): varianza salarial, alrededor de 1990 - alrededor de 2000
(En porcentajes)



Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

BOL: Estado Plurinacional de Bolivia; SLV: El Salvador; HND: Honduras; MEX: México; GTM: Guatemala; BRA: Brasil; URY: Uruguay; NIC: Nicaragua; COL: Colombia; PAN: Panamá; CHL: Chile; CRI: Costa Rica; ARG: Argentina.

* Países que presentan diferencias estadísticamente significativas en los indicadores en el tiempo.

para años inicial y final).⁵ Por otra parte, con la salvedad de Guatemala, el número de personas en el hogar experimenta una caída en todos los países bajo análisis. Este hecho es consistente con la transición demográfica que vive la región.⁶

Por otra parte, en la literatura disponible se indica que la participación de la mujer en el mercado laboral ha crecido ostensiblemente en América Latina. Las mujeres clasificadas como pobres aumentaron su participación en siete puntos porcentuales, mientras que las mujeres no pobres muestran un incremento de cuatro

puntos. Para los varones, la tasa de participación se ha mantenido relativamente estable, independientemente de su condición de pobreza (CEPAL, 2003). Estas cifras son consistentes con la información que se entrega en el cuadro 1. Luego de 10 años, la proporción de mujeres que percibe un salario respecto del número total de mujeres en edad de trabajar aumenta a cerca del 40%. Honduras y Colombia son los países en que se aprecian los incrementos más importantes. Esta mayor participación de la mujer en el mercado del trabajo puede explicarse por cambios culturales favorables a la mujer y su integración en actividades económicas.

Finalmente, en los países con información disponible, la participación de los trabajadores en el sector público ha descendido de un 28% a un 21%. En particular, la disminución más significativa se observa en Costa Rica, Guatemala y Panamá. En parte esta caída tiene que ver con reformas estructurales que apuntan a la privatización de actividades tradicionalmente públicas.

⁵ La edad de admisión al primer grado de educación básica (o primaria) fluctúa entre los seis y siete años, dependiendo del país en cuestión.

⁶ De acuerdo con la clasificación del Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE) - División de Población de la CEPAL, el Brasil, la Argentina, Chile y Costa Rica son los países donde dicha transición manifiesta mayor avance.

CUADRO 1

América Latina (13 países): estadística descriptiva y número de observaciones por país, alrededor de 1990 - alrededor de 2000
(En porcentajes)

País	Escolaridad	Experiencia ^a	Mujer ^b (Porcentaje)	Sector público ^c (Porcentaje)	Tamaño ^d	Observaciones ^e
Año inicial:						
Argentina	10,6	19,4	36	...	4,1	2 726
Bolivia (Estado Plurinacional de)	10,8	16,4	28	...	5,2	3 729
Brasil	6,9	17,7	39	...	4,8	66 515
Chile	11,2	17,4	32	...	4,7	14 120
Colombia	9,3	17,1	37	16	5,1	15 361
Costa Rica	9,6	16,9	34	37	4,9	3 119
El Salvador	9,2	16,2	36	...	5,0	4 137
Guatemala	7,0	17,5	36	22	5,6	4 111
Honduras	7,6	17,0	30	25	5,9	4 117
México	8,5	17,7	31	...	5,6	8 218
Nicaragua	7,8	17,3	35	...	6,0	1 814
Panamá	11,0	18,2	40	39	5,0	4 029
Uruguay	8,9	22,1	41	31	4,1	7 956
Promedio	9,1	17,8	35	28	5,1	
Desviación estándar	1,5	1,5	4	9	0,6	
Año final:						
Argentina	11,0	19,6	40	...	4,0	4 554
Bolivia (Estado Plurinacional de)	10,9	16,5	32	...	4,9	1 141
Brasil	8,8	17,7	38	...	4,0	81 851
Chile	12,0	19,1	35	15	4,3	34 672
Colombia	11,2	17,1	43	17	4,6	83 510
Costa Rica	10,3	18,1	37	27	4,5	4 544
El Salvador	9,9	16,7	36	...	4,7	5 437
Guatemala	9,5	13,7	38	14	5,2	1 588
Honduras	8,6	15,7	39	18	5,3	10 420
México	10,1	18,2	38	...	4,7	18 373
Nicaragua	7,8	17,3	35	...	6,0	2 228
Panamá	11,9	18,3	39	31	4,5	6 819
Uruguay	10,2	22,3	44	27	3,9	14 109
Promedio	10,2	17,7	38	21	4,7	
Desviación estándar	1,3	2,1	3	7	0,6	

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

^a Se refiere a experiencia potencial.

^b Se refiere al porcentaje de mujeres sobre el total de empleados y obreros en el mercado laboral formal.

^c Se refiere al porcentaje sobre el total de empleados y obreros que trabaja en el sector público.

^d Se refiere al número de personas que habitan en el hogar.

^e Se refiere al número de observaciones disponible una vez que la muestra ha sido ajustada.

Por último, en el Anexo se presenta información relativa a los sectores de actividad económica que corresponden a industria, construcción, comercio, transporte, establecimientos financieros, servicios y administración pública y defensa.⁷ Además, se agrupan en una categoría los sectores de agricultura, minería y suministro de electricidad, gas y agua; y en otras actividades se reúnen enseñanza, hogares privados con servicio doméstico, organizaciones y órganos

extraterritoriales.⁸ En los cuadros A-1 y A-2 del Anexo se observa que la participación de cada rama de actividad se mantiene relativamente estable al cabo de 10 años. Los sectores de agricultura, construcción, transporte y establecimientos financieros han permanecido casi sin variación. En tanto, entre los sectores de mayor peso, comercio ha incrementado su participación sobre el total en un 5%, mientras que el sector de industria cae moderadamente.

⁷ Se seleccionan estos sectores de actividad porque son homogéneos en la gran mayoría de los países de la muestra.

⁸ Estas dos categorías se agrupan así porque cada una de las actividades que las componen tiene muy poco peso dentro del total, y son poco comunes en las bases de datos.

IV

Metodología

La metodología para medir qué variables explican la desigualdad salarial se basa en el modelo teórico de Mincer (1974). En este modelo de capital humano se estima una ecuación de salarios semilogarítmica en que la variable dependiente se define como el logaritmo del salario por hora de una persona. En el conjunto de variables explicativas se consideran sus años de educación, de su experiencia laboral y de su experiencia laboral al cuadrado. Dado que no se cuenta con mediciones de experiencia efectiva, en lugar de ella en la especificación se utiliza —como variable *proxy*— la experiencia potencial.

Se incluyen también variables ficticias, que permiten controlar mediante las diferencias generadas por el trabajo en distintos sectores económicos.⁹ El sector de industria se elige como sector referencial, porque absorbe una cantidad importante de trabajadores del mercado laboral formal en todos los países de la región. Además, cuando los datos lo permiten, se agrega una variable dicotómica según si se está ocupado en el sector público.¹⁰

La ecuación a estimar puede ser escrita de la siguiente forma:

$$\ln(W) = \sum_{j=1}^{J+2} \beta_j \cdot z_j = b' \cdot Z \quad [1]$$

donde los β_j corresponden a parámetros y los z_j a las variables explicativas incluidas en la ecuación [1]. La descomposición para medir qué variables explican la desigualdad salarial se realiza a partir de [1]. La varianza del logaritmo del salario por hora se utiliza posteriormente como medida de desigualdad.

Luego, de acuerdo con el teorema de Mood, Graybill y Boes (1974) se tiene que:¹¹

⁹ Basado en el supuesto de que el mercado del trabajo se encuentra en competencia y a los trabajadores se les paga un salario igual al valor de su producto marginal, que depende de sus características propias (observables y medibles). Sin embargo, hay que notar que en el modelo no se consideran otras variables (no observables) que también influyen en el salario que reciben las personas, como su inteligencia, preferencias, y otras.

¹⁰ Se cuenta con esta información solo para 7 países del total de 13 naciones de la muestra.

¹¹ En este teorema se plantea lo siguiente: sean $Z1... Zj$ y $Y1... Ym$ dos conjuntos de variables aleatorias y $a1... aj$ y $b1... bm$ dos conjuntos de constantes. Entonces, $cov[\sum aj Zj; \sum bm Ym] = \sum \sum aj bm cov[Zj, Ym]$. Aplicando el teorema en el contexto de una sola variable aleatoria $Y = \sum aj Zj$, se tiene: $cov[\sum aj Zj; Y] = \sum cov[aj Zj; Y]$ (véase demostración en Mood, Graybill, Boes, 1974).

$$Cov\left(\sum_{j=1}^{J+2} \beta_j \cdot z_j, \ln(W)\right) = \sum_{j=1}^{J+2} Cov(\beta_j \cdot z_j, \ln(W))$$

Debido a que el lado izquierdo de la ecuación anterior corresponde a la covarianza de $\ln w$ consigo misma, esta es la varianza de $\ln w$; entonces:

$$\sigma^2(\ln(w)) = \sum_{j=1}^{J+2} Cov(\beta_j \cdot z_j, \ln(w)) \quad [2]$$

Si se divide la ecuación anterior por $\sigma^2(\ln w)$ se obtiene la siguiente expresión:

$$100\% = \sum_{j=1}^{J+2} \frac{Cov(\beta_j \cdot z_j, \ln(w))}{\sigma^2(\ln(w))} = \sum_{j=1}^{J+2} S_j$$

en que cada S_j está dado por: $S_j = Cov(\beta_j^* z_j, \ln w) / \sigma^2(\ln w)$

Usando la propiedad de que:

$$\text{Corr}(\beta_j^* Z_j, \ln w) = Cov(\beta_j^* Z_j, \ln w) / (\sigma_{\beta_j z_j}^* \sigma_{\ln w})$$

y combinando las últimas expresiones, se tiene que:

$$S_j = \frac{Cov(\beta_j^* Z_j, \ln w) / \sigma^2(\ln w)}{\sigma_{\beta_j z_j}^* \text{Corr}(Z_j, \ln w)} = \frac{Cov(\beta_j^* Z_j, \ln w)}{\sigma(\ln w)} \quad [3]$$

Por lo tanto:

$$100\% = \sum S_j(\ln w) \quad [4]$$

donde S_j representa la proporción en que cada factor (variable independiente de la regresión) explica la desigualdad (varianza) del logaritmo de los salarios en un momento del tiempo.¹²

¹² En este modelo, si una variable (Z) es incluida en términos lineales y cuadráticos, el S_j correspondiente a la variable "genérica" " Z " está determinado por el efecto conjunto de las variables Z y Z^2 , el que se obtiene de la suma de los S_j de cada una de ellas. A su vez, para el caso de incluir en la ecuación de salarios una variable genérica como

La expresión [3] es útil ya que permite ver que cada factor se puede descomponer de cierta forma intuitiva. Por ejemplo, si los años de educación explican una gran proporción de la desigualdad de los salarios, ello puede ser resultado de: i) un alto coeficiente de la educación en la regresión del logaritmo de los salarios; ii) una alta desviación estándar de los años de educación, iii) una alta correlación entre la educación y los salarios.¹³

“industria”, compuesta por una suma de variables ficticias para los sectores (Ind1, Ind2, y otros), con la simple suma de los S_j de cada uno de ellos se obtiene una buena medida de la importancia relativa de la “industria” en el nivel de la desigualdad.

¹³ En relación con los puntos i) y iii), si bien se sabe que la correlación de las variables explicativas con la variable dependiente (logaritmo del salario por hora) está estrechamente vinculada al coeficiente de la estimación para cada una de las variables, estos no tienen por qué moverse de igual forma. Específicamente, en la definición del coeficiente de la educación en la regresión de los salarios interviene la covarianza de la variable “años de educación” con el logaritmo de los salarios (que a su vez se relaciona con la correlación entre estas variables) y la varianza de la variable “años de educación”. Por lo tanto, entre dos puntos del tiempo podría producirse una variación

En caso de que la desigualdad se haya acrecentado entre dos puntos del tiempo, es decir, que la varianza del logaritmo de los salarios haya aumentado, se deben identificar aquellos factores explicativos cuya contribución a dicha varianza se incrementó. Por definición, esos factores son los que contribuyeron positivamente al crecimiento de la desigualdad. En el caso de una disminución de la desigualdad, se deben observar aquellos factores cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios haya mermado. Los que presenten la mayor reducción (en valor absoluto) y aquellos cuyo porcentaje de contribución a la desigualdad haya sido mayor son interpretados como los que más contribuyen al retroceso de la desigualdad.

del coeficiente de la educación en la regresión como resultado de diversas combinaciones de variaciones de las variables involucradas. Por ejemplo, se puede producir un aumento del coeficiente de la educación, manteniéndose constante la correlación entre los años de educación y el logaritmo de los salarios y disminuyendo la varianza de los años de educación.

V

Resultados

1. ¿Qué factores contribuyen a explicar la desigualdad?

En esta sección se utilizan las estimaciones de las ecuaciones de ingreso para explicar los determinantes de la dispersión salarial.

Los resultados se analizan desde la perspectiva de un modelo teórico simple de oferta y demanda relativa de trabajo con distintos niveles de capital humano (Katz y Murphy, 1992), que ayuda a explicar los cambios en desigualdad salarial vinculados a educación y otros factores. En este modelo, una expansión de la escolaridad puede incrementar los niveles de desigualdad si es asimétrica en la población, en los grupos objetivos o a lo largo de la distribución del ingreso. Por ejemplo, si el aumento promedio de la educación de un país se concentra en la educación terciaria, que muestra altos retornos económicos, y solo una fracción de hogares de elevados ingresos pueden acceder a este tipo de educación, entonces la educación promedio y la desigualdad también crecerán. Con ello, la expansión asimétrica de la educación estaría acrecentando los niveles de desigualdad. Por otra parte, en cuanto a la demanda, si se observara un incremento de la demanda

de trabajo dirigida a trabajadores más calificados, y su oferta relativa fuera pequeña con respecto a otros grupos educacionales, ello incidiría en que el retorno vinculado fuera elevado y, por tanto, constituyera un factor explicativo de los incrementos de la desigualdad. Este modelo conceptual se emplea para explicar los resultados de los S_j , utilizando los datos de retornos, niveles y dispersión de educación para apoyar la explicación en cada país.

La evidencia indica que, de las variables consideradas en la estimación discutida en la sección anterior, la educación es la variable de mayor relevancia en la determinación de la desigualdad. Por consiguiente, para examinar la contribución de la educación a la desigualdad salarial se realiza a continuación, primero, un análisis estático sobre la base de las estimaciones en torno del año 2000. En segundo lugar se muestra un análisis dinámico, en que se consideran las variaciones en la capacidad explicativa de la escolaridad en la dispersión salarial a lo largo de la pasada década. Finalmente, se discute el papel de otros factores en la desigualdad como género, experiencia y participación en los sectores económicos, y se analiza cómo estos han cambiado al cabo de una década.

2. Educación I: análisis estático

En el cuadro 2 se presenta (en orden decreciente) la contribución de la escolaridad a la dispersión salarial para todos los países alrededor del año 2000. Además, se incluyen columnas con el retorno a la escolaridad, la dispersión de los años de educación y la correlación entre los ingresos del trabajo y los años de educación. Vale la pena recordar que estas variables son las que determinan la magnitud de la contribución de la educación a la desigualdad salarial (véase la ecuación 3).

La evidencia señala que hacia el año 2000 la educación contribuye a explicar aproximadamente el 38% de la dispersión salarial en América Latina. En el cuadro 2 se aprecia también que, en promedio, la variable años de escolaridad muestra una desviación estándar superior a cuatro años. Esto sugiere que, a pesar del incremento en los niveles de escolaridad que ha experimentado la región, la distribución de esta sigue siendo asimétrica.¹⁴

La contribución de la educación a la desigualdad (S_j) está estrechamente ligada al premio a la educación. De hecho, la correlación entre la contribución de la

educación a la desigualdad y el retorno a la escolaridad es del orden de 0,68. Del cuadro 2 se desprende que aquellos países con los mayores S_j de escolaridad son, al mismo tiempo, los que presentan un alto retorno a la educación. Destacan con una significativa contribución de la escolaridad a la desigualdad países como Guatemala, Chile, Brasil y Honduras.

En los casos de Guatemala y Honduras, ello puede explicarse por los todavía bajos niveles educativos de su fuerza laboral (en torno de los 9 años promedio), lo que implica que la demanda relativa de trabajadores de calificación media en dichos países sea aún alta. A ello se suma una dispersión de la escolaridad superior al promedio regional, lo que sugiere una distribución educativa asimétrica en la fuerza de trabajo. Por tanto, la escolaridad se vincula a retornos promedio elevados (por sobre el promedio de la región), lo que incide en su poder explicativo de la desigualdad.

Por otra parte, para el caso chileno y brasileño, los datos sugieren que las razones detrás del fenómeno tienen que ver más bien con un alto retorno a la educación terciaria.¹⁵ Este hecho se encuentra también ampliamente documentado en la literatura (para Chile,

¹⁴ Recordar que el promedio de años de estudio aprobados para la región hacia el año 2000 era de 10 años aproximadamente (véase el cuadro 1).

¹⁵ Los retornos por ciclo educativo se presentan en el cuadro A-4 del Anexo.

CUADRO 2

América Latina (13 países): desigualdad salarial y contribución de la escolaridad, alrededor de 1990 - alrededor de 2000
(En porcentajes)

País	Varianza (LnW^a)	S_j año final ^b	Retorno escolaridad	Desviación escolaridad	Correlación (LnW^a , escolaridad)
Guatemala	0,71	0,53	0,15	4,76	0,62
Chile	0,58	0,48	0,18	3,77	0,55
Brasil	0,73	0,46	0,17	4,14	0,55
Honduras	0,73	0,45	0,14	4,31	0,62
Colombia	0,60	0,42	0,11	4,69	0,62
Costa Rica	0,49	0,42	0,13	3,95	0,59
Nicaragua	0,60	0,37	0,14	4,23	0,50
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,83	0,36	0,14	4,33	0,54
México	0,56	0,31	0,14	4,15	0,41
Panamá	0,73	0,31	0,13	4,22	0,50
El Salvador	0,78	0,28	0,10	4,72	0,51
Uruguay	0,65	0,27	0,12	3,76	0,48
Argentina	0,43	0,24	0,11	3,67	0,40
Promedio	0,64	0,38	0,14	4,20	0,53
Desviación estándar	0,11	0,09	0,02	0,36	0,07

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

^a LnW corresponde al logaritmo natural del salario por hora.

^b S_j se refiere a la contribución de la escolaridad a la desigualdad.

véase Contreras 1996, 2002a, 2002b; para el Brasil, véase Banco Mundial, 2004), y da cuenta de la existencia de una alta demanda de trabajadores calificados con relación al resto de la población, lo que explica la importancia de la educación en la dispersión salarial.

Países como la Argentina y el Uruguay, en tanto, presentan los retornos más bajos junto con los menores S_j de la región. En estos casos, los niveles educativos de la fuerza laboral son similares o superiores al promedio regional, junto con bajos niveles de dispersión de escolaridad. En conjunto, ello involucra una fuerza laboral relativamente homogénea y premios moderados a la educación, lo que implica un bajo poder explicativo de la educación en la desigualdad salarial.

3. Educación II: análisis dinámico

Un análisis dinámico permite conocer cuáles fueron las variables vinculadas (retornos, dispersión y correlación) a los cambios en la contribución de la educación a la desigualdad.

En el cuadro 3 se presenta la contribución de la escolaridad a la dispersión salarial. Se muestra la varianza

del logaritmo del salario por hora y se incluyen los resultados acerca de la contribución de la educación (S_j) a la desigualdad de los ingresos del trabajo. En ambos casos se entrega la información para los años inicial y final y la variación luego de la década.

Transcurrida una década, la contribución de la escolaridad a la dispersión de los ingresos del trabajo en América Latina aumenta. En efecto, la contribución promedio en la región sube de el 35% al 38%. El cuadro 4 permite identificar qué factores estarían explicando este incremento promedio en los S_j de educación y su heterogeneidad entre los países de la región.

Vale la pena recordar que la interpretación de la variación de los S_j es distinta si la distribución de los ingresos salariales mejoró o empeoró en el período. Por lo tanto, en el análisis se distinguen dos grupos de países de acuerdo con el signo del cambio en el logaritmo de los ingresos salariales.

En aquellos países donde la desigualdad aumentó entre dos puntos del tiempo, un incremento en la contribución de la escolaridad a la varianza del logaritmo de los salarios significa que la educación explica positivamente la ampliación de la desigualdad. Este primer grupo de

CUADRO 3

América Latina (13 países): desigualdad salarial y contribución de la educación, alrededor de 1990 - alrededor de 2000 (En porcentajes)

País	Varianza de $\ln w^a$			Contribución a la dispersión		
	Año Inicial	Año Final	Variación ^b	S_j^c Año Inicial	S_j^c Año Final	Dif ^d
Honduras	0,72	0,73	Aumenta	0,46	0,45	-0,01
Costa Rica	0,42	0,49	Aumenta ^e	0,38	0,42	0,03
Nicaragua	0,56	0,60	Aumenta	0,30	0,37	0,07
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,76	0,83	Aumenta	0,27	0,36	0,09
Panamá	0,52	0,56	Aumenta	0,39	0,31	-0,08
México	0,69	0,73	Aumenta	0,25	0,31	0,06
El Salvador	0,48	0,78	Aumenta ^e	0,36	0,28	-0,06
Uruguay	0,48	0,65	Aumenta ^d	0,23	0,27	0,04
Guatemala	0,72	0,71	Disminuye	0,45	0,53	0,08
Chile	0,60	0,58	Disminuye	0,37	0,48	0,11
Brasil	1,08	0,73	Disminuye ^e	0,48	0,46	-0,02
Colombia	0,84	0,6	Disminuye ^e	0,33	0,42	0,09
Argentina	0,44	0,43	Disminuye	0,36	0,24	-0,12
Promedio	0,64	0,64	Constante	0,35	0,38	0,04
Desviación estándar	0,19	0,11	Disminuye	0,09	0,09	0

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

^a $\ln w$ corresponde al logaritmo natural del salario por hora.

^b Se refiere al signo de la resta de las cifras del año final y año inicial, para la varianza de $\ln w$.

^c S_j se refiere a la contribución de la escolaridad sobre la desigualdad.

^d Dif se refiere a la diferencia entre el retorno del año final con respecto al del año inicial.

^e La variación entre ambos años es significativa, de acuerdo con la aplicación de la técnica estadística de estimación de parámetros *bootstrap*, con intervalos al 95% de confianza y 100 iteraciones.

CUADRO 4

América Latina (13 países): contribución de la escolaridad a la dispersión y sus componentes en el tiempo, alrededor de 1990 - alrededor de 2000
(En porcentajes)

País	Contribución a la dispersión			Retorno a la educación			Dispersión de los años de educación			Correlación entre educación e ingresos		
	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a	Inicial	Final	Dif ^a
Honduras	0,46	0,45	-0,01	0,15	0,14	-	4,31	4,31	0	0,61	0,62	+
Costa Rica	0,38	0,42	0,03	0,11	0,13	+	4,01	3,95	-	0,57	0,59	+
Nicaragua	0,30	0,37	0,07	0,14	0,14	0	4,04	4,23	+	0,41	0,50	+
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,27	0,36	0,09	0,12	0,14	+	4,71	4,33	-	0,42	0,54	+
Panamá	0,39	0,31	-0,08	0,14	0,14	0	4,23	4,15	-	0,49	0,41	-
México	0,25	0,31	0,06	0,13	0,13	0	3,96	4,22	+	0,41	0,50	+
El Salvador	0,36	0,28	-0,06	0,10	0,10	0	4,78	4,72	-	0,54	0,51	-
Uruguay	0,23	0,27	0,04	0,12	0,12	0	3,59	3,76	+	0,39	0,48	+
Guatemala	0,45	0,53	0,08	0,13	0,15	+	4,71	4,76	+	0,63	0,62	-
Chile	0,37	0,48	0,11	0,16	0,18	+	3,88	3,77	-	0,47	0,55	+
Brasil	0,48	0,46	-0,02	0,19	0,17	-	4,19	4,14	-	0,61	0,55	-
Colombia	0,33	0,42	0,09	0,15	0,11	-	3,87	4,69	+	0,51	0,62	+
Argentina	0,36	0,24	-0,12	0,12	0,11	-	3,71	3,67	-	0,51	0,40	-
Promedio	0,35	0,38	0,03	0,14	0,14	+	4,16	4,22	+	0,52	0,54	+
Desviación estándar	0,09	0,09	0,08	0,03	0,02	-	0,38	0,35	-	0,08	0,08	0

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

^a Dif se refiere a la diferencia entre el retorno del año final con respecto al del año inicial.

países (en orden decreciente según la magnitud del S_j de educación para el año final) lo componen Honduras, Costa Rica,¹⁶ Nicaragua, el Estado Plurinacional de Bolivia, Panamá, México, El Salvador y el Uruguay.

De ellos, el Estado Plurinacional de Bolivia presenta el mayor acrecentamiento de la contribución de la educación a la desigualdad. En este país también se constata un aumento en el retorno a la escolaridad, que se descompone en un marcado incremento en el premio al último ciclo y en bajas moderadas para el retorno a los ciclos primario y secundario. Además de tales variaciones en el premio educativo, en el Estado Plurinacional de Bolivia se observa un cambio importante en la correlación entre ingresos y años de estudio aprobados. El aumento en la demanda relativa de trabajadores calificados (dado por el crecimiento de los retornos a la educación superior) conduce, en este caso, a mayores niveles de desigualdad salarial.

Además del Estado Plurinacional de Bolivia, también en Nicaragua, México¹⁷ y el Uruguay se aprecia una expansión en la capacidad explicativa de la educación.

Para estos tres últimos países se combinan dos efectos. Un incremento en los retornos a la educación superior, acompañado de una importante caída en el premio en los demás ciclos. Por ejemplo, en Nicaragua y México el retorno al ciclo secundario cae de 15% a 10%, y de 15% a 11%, respectivamente. En el Uruguay es el ciclo primario el que sufre una baja de tres puntos porcentuales en su retorno. Además, vinculado a su alto DS_j , se encuentra el hecho de que estas naciones son las únicas de este primer grupo donde sube la dispersión de los años de educación. En estos países, el incremento en niveles de desigualdad parece provenir de cambios en la fuerza laboral, en particular, debido a un aumento en la oferta relativa de trabajadores de calificación media, sumado a una expansión asimétrica del nivel educativo.

Costa Rica muestra una variación en la contribución de la educación a la desigualdad casi equivalente al caso uruguayo. Sin embargo, en este país el retorno a los primeros ciclos se mantiene relativamente estable.¹⁸ En este caso, el incremento en la capacidad explicativa de la escolaridad respecto de la desigualdad radica más

¹⁶ De acuerdo con la literatura disponible, en Costa Rica se advierte un incremento en la desigualdad salarial entre 1992 y 1999 (Gindling y Trejos, 2003).

¹⁷ En línea con los resultados de De Hoyos (2006).

¹⁸ Consistente con los resultados de Gindling y Trejos (2003), quienes encuentran que en los años noventa los retornos a la educación en Costa Rica detienen la caída que experimentaban en los años ochenta.

bien en el aumento del retorno a la educación superior de modo similar a lo que sucede en el caso boliviano.

En Honduras se observa una leve variación de la contribución de la educación a la desigualdad. Ello obedece a que en este país se experimentan cambios menores en el premio a la educación, una moderada variación en la correlación entre ingresos y años de estudio aprobados, y nulo cambio en la dispersión de los años de escolaridad. Estas variaciones marginales sugieren cambios menores en términos del equilibrio entre oferta y demanda relativa a distintos niveles de capital humano, y por ende en los niveles de desigualdad.

Cierran este grupo El Salvador y Panamá, donde el S_j cae notablemente. En estos países, se mantiene constante el retorno promedio a la educación en el tiempo. La caída de la importancia de la educación como factor explicativo de la desigualdad parece tener que ver con su mejor distribución a través del tiempo. Por último, en ambos casos el incremento en la varianza de sus ingresos no alcanza a explicarse por la educación en la misma proporción que hace 10 años. Parece ser que otros factores juegan un papel importante en tal caso, como se menciona más adelante.

Por otra parte, con respecto a aquellos países que registran una disminución de la desigualdad, se deben observar aquellos factores cuya contribución a la varianza del logaritmo de los salarios haya disminuido (es decir, ΔS_j negativos). Los que presenten la mayor reducción (en valor absoluto) y aquellos cuyo porcentaje de contribución a la desigualdad sea más grande son los que más influyen en la merma de la desigualdad. El conjunto de países donde la desigualdad retrocede está conformado por Guatemala, Chile, el Brasil, Colombia y la Argentina.

En la Argentina se observa una aguda caída en la capacidad explicativa (12 puntos porcentuales) de la educación respecto de la desigualdad. Este resultado obedece principalmente a un deterioro en la correlación entre ingresos y años de estudio aprobados. Detrás de ello puede existir un efecto inherente a cambios en los retornos por ciclo educativo. De hecho, en este país el premio a la educación cae en cada uno de los niveles educativos. Este efecto podría correlacionarse con la aguda crisis que vivió la Argentina en el año 2000, lo que pudo afectar al precio del factor trabajo a distintos niveles de escolaridad.

En tanto, Colombia presenta un patrón interesante. En este país el retorno promedio a la escolaridad desciende en 4 puntos porcentuales, lo que se vincula a una importante expansión en niveles de educación (de 9 a 11 años). El acrecentamiento de la capacidad explicativa de

la educación, en este caso, se produce por el incremento en la correlación de ingresos y años de escolaridad, y en especial, debido a un notable aumento en la dispersión de los años de educación. El hecho de que la educación grave más en la explicación de la desigualdad salarial parece deberse a la pronunciada caída en el retorno a la educación primaria (de 12% a 5%), a diferencia de otros países donde el detonante es el incremento en el retorno al ciclo superior.

El Brasil registra una baja moderada en la contribución de la educación a través del tiempo. En este país se observa una disminución en todos los indicadores que conforman el S_j de educación. Cabe mencionar que esta nación fue una de las pocas donde cayeron los retornos a los dos primeros ciclos educativos y no se elevó el premio a la educación superior (que ya se encontraba en un nivel suficientemente alto). Además, es interesante notar que el Brasil fue el país que experimentó el mayor incremento en los años promedio de educación en la región. Aunque sigue siendo un país con marcada desigualdad, lo anterior parece ser la principal causa de que los años de estudio aprobados jueguen en favor de una mejor distribución del ingreso salarial.

Por último, en Guatemala y Chile la contribución de la educación a la desigualdad crece en forma importante (8 y 11 puntos porcentuales, respectivamente). Los resultados sugieren que ello radica en el incremento en el retorno a la educación que experimentan ambos países. Nuevamente, al descomponer este retorno, se advierte que el premio al ciclo terciario juega un papel importante. En Guatemala este crece de un 11% a un 16%. En Chile, si bien el aumento es menor (de un 22% a un 24%), el retorno se mantiene en nivel alto. Es probable que, en este caso, un punto porcentual tenga una mayor incidencia en la desigualdad.

Si bien los S_j 's están contruidos sobre los retornos promedio respectivos (además de las otras variables pertinentes), estos resultados dejar ver que existe una estrecha relación entre la contribución de la escolaridad a la desigualdad y el premio por ciclo educativo. Consistentemente con el aumento en cobertura, los retornos vinculados a los primeros ciclos educativos decaerían en su capacidad explicativa de la desigualdad. En cambio, la importancia relativa del retorno a la educación superior parece crecer en el tiempo. De acuerdo con el modelo teórico, ello refleja un incremento en la demanda relativa de trabajadores calificados, lo que —sumado a la asimetría en la distribución de escolaridad— explicaría que mayores niveles de escolaridad se relacionen con mayores niveles de desigualdad. Sin embargo, en el largo plazo, aumentos en la cobertura

para el ciclo educativo superior debieran disminuir su retorno, así como parece haber sucedido respecto de los ciclos primario y secundario.

Por consiguiente, a fin de morigerar la desigualdad de los ingresos del trabajo, la política educativa deberá orientarse a la masificación en el acceso a la educación terciaria, con acento en los segmentos más pobres de la población. Existen al menos dos razones para ello. Primero, el hecho de que haya alto retorno indica que existen importantes espacios de inversión capaces de agotar dicho retorno. De esta forma se podría avanzar

en satisfacer la acrecentada demanda de trabajadores con educación terciaria. Y segundo, a raíz de la mayor oferta educativa en la región, el número de personas con ciclo secundario completo y potencialmente apto para cursar cursos superiores será cada vez mayor.

a) *Las otras causas de desigualdad salarial*

En los cuadros 5 y 6 se resume la contribución de todos los factores explicativos del modelo sobre la desigualdad para los años inicial y final. Además, se incluye una última columna con el porcentaje total de la

CUADRO 5

América Latina (13 países): contribución de los factores explicativos de la desigualdad salarial, año inicial alrededor de 1990
(En porcentajes)

País	Escolaridad	Mujer	Experiencia	Experiencia-2	Sector público	Sectores	Total
Argentina	35,9	-0,3	9,1	-2,8	...	2,3	44,2
Bolivia (Estado Plurinacional de)	26,6	0,2	10,2	-1,5	...	0,8	36,3
Brasil	47,7	2,6	5,6	1,3	...	3,3	60,5
Chile	37,1	0,4	4,5	1,4	...	1,0	44,3
Colombia	32,9	-0,3	-0,7	1,9	2,6	0,8	37,3
Costa Rica	38,4	0,4	6,4	-0,5	4,7	0,6	50,0
El Salvador	35,5	0,4	0,2	1,4	...	8,4	45,9
Guatemala	45,0	0,6	-4,2	4,4	12,7	0,8	59,2
Honduras	46,0	-0,6	10,0	-2,6	4,8	0,1	57,8
México	25,4	1,2	11,8	-1,5	...	0,5	37,5
Nicaragua	30,4	-0,1	4,1	0,5	...	1,2	36,2
Panamá	39,0	-0,8	16,7	-4,3	1,6	2,6	54,9
Uruguay	23,3	3,1	23,7	-10,4	1,8	1,3	42,8
Promedio	35,63	0,52	7,49	-0,98	4,70	1,82	46,69
Desviación estándar	7,83	1,17	7,44	3,68	4,16	2,18	8,98

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

CUADRO 6

América Latina (13 países): contribución de los factores explicativos sobre la desigualdad salarial, año final alrededor de 2000
(En porcentajes)

País	Escolaridad	Mujer	Experiencia	Experiencia-2	Sector público	Sectores	Total
Argentina	23,8	0,7	7,8	-2,8	...	1,6	31,1
Bolivia (Estado Plurinacional de)	35,9	0,5	10,1	-0,8	...	3,2	48,9
Brasil	45,6	-0,6	11,7	-2,2	...	3,8	58,3
Chile	48,3	-0,3	-1,2	3,6	...	0,9	51,3
Colombia	42,0	-0,3	3,1	0,6	4,4	2,5	52,3
Costa Rica	41,7	-0,2	5,1	-0,8	2,0	2,2	50,0
El Salvador	28,0	-0,2	0,8	1,1	...	7,4	37,2
Guatemala	52,6	0,4	7,1	0,7	3,4	0,4	64,7
Honduras	44,6	-0,5	6,0	-1,0	3,5	1,1	53,6
México	31,0	0,6	6,9	0,8	...	0,7	40,0
Nicaragua	37,5	0,5	2,0	1,5	...	0,8	42,3
Panamá	31,2	0,1	13,3	-5,2	2,5	2,0	43,9
Uruguay	26,8	0,2	11,3	-3,7	3,1	1,9	39,6
Promedio	37,62	0,07	6,46	-0,63	3,15	2,20	47,17
Desviación estándar	9,01	0,44	4,45	2,39	0,84	1,87	9,25

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

desigualdad que el modelo logra explicar. El papel que desempeñan las otras variables del modelo y también su poder explicativo constituyen información que ayuda a complementar la interpretación de los distintos S_j 's.

Por ejemplo, en Chile y Bolivia aumentó la proporción de la desigualdad explicada por educación. Pero la desigualdad baja en Chile y sube en Bolivia. En consecuencia, en Chile hay otras variables que inciden en la baja de la desigualdad, como el papel de la participación femenina y la valoración de la experiencia laboral, y que son más importantes que en el caso de Bolivia.

Otro ejemplo tiene que ver con El Salvador y Panamá, donde el incremento en la varianza de sus ingresos no alcanza a explicarse por la educación en la misma proporción que hace 10 años. En estos casos, la capacidad explicativa del modelo es menor y, por tanto, condicionada a ella, la educación sigue contribuyendo de manera relevante a explicar la desigualdad.

Hace 10 años, el modelo permitía explicar, en promedio, alrededor del 46,7% del total de la varianza salarial. Alrededor del año 2000, la cifra corresponde a cerca del 47,1%. Es decir, la evidencia indica que el poder explicativo del modelo es prácticamente el mismo luego de una década.¹⁹ Es interesante notar que, pese a que en los resultados se apreciaba un estancamiento en cuanto al retorno a la educación a lo largo de la década (constante 14%), es justamente la escolaridad el factor que presenta el mayor incremento en su capacidad explicativa (2 puntos porcentuales).

Esto significa que, luego de una década, la educación es aún más importante para explicar la desigualdad de ingresos que registra la región en el mercado laboral formal. Las otras variables presentan cambios que, si bien pueden indicar tendencias, son más bien moderados.

b) *Una perspectiva de género*

En los resultados de las estimaciones de una ecuación de salarios se advertía que, para todos los países considerados en la muestra, existe evidencia de una significativa brecha de género.

Sin embargo, la buena noticia es que luego de 10 años esta brecha salarial experimenta una reducción (en valor absoluto) en promedio para la región. Aquí se presenta la contribución a la desigualdad salarial vinculada a tal brecha de género. De los cuadros 5 y 6, en que se

muestra la contribución a la desigualdad de todos los factores explicativos del modelo para los años inicial y final, se pueden recoger algunos resultados ligados a la participación de la mujer en la desigualdad.

En el cuadro 5 se puede apreciar que, aunque baja en magnitud (0,52%), al inicio de la década pasada la participación de la mujer en el mercado laboral contribuía a una mayor desigualdad. Sin embargo, en el cuadro 6 se observa que aunque su magnitud sigue siendo pequeña, la contribución del género es casi nula (0,07%) en torno del año 2000.

Es decir, la participación femenina a través de los ingresos que produce ha significado que las diferencias de género no agranden la dispersión salarial, a diferencia de lo que sucedía hace una década. En otras palabras, el aumento de la participación femenina en el mercado del trabajo y los cambios de género en este han logrado generar un diferencial igualador en la distribución salarial. Este resultado se debería a que el mayor incremento en la participación femenina ocurrió en los sectores de menores ingresos

c) *La experiencia potencial y los sectores económicos*

De acuerdo con los resultados expuestos en los cuadros 5 y 6, después de la educación la variable que más contribuye a explicar la varianza en el salario corresponde a la experiencia potencial. Esta variable experimenta una baja moderada de su poder explicativo de alrededor de un punto porcentual.²⁰

Esto es consistente con dos resultados obtenidos anteriormente. Primero, la experiencia presenta una variación casi nula en niveles en promedio para la región. Y segundo, de acuerdo con las estimaciones de Mincer (1974) desarrolladas más arriba, el premio a la experiencia potencial tampoco varía luego de 10 años.

Por otra parte, en los resultados se constata que el conjunto de los sectores de actividad económica explica cerca de dos puntos porcentuales de la varianza en los ingresos del trabajo. De nuevo, ello concuerda con el hecho de que el coeficiente vinculado a cada uno de los sectores económicos se ha mantenido relativamente estable para la región. La baja incidencia de los sectores económicos como variable explicativa de la desigualdad sugiere que esta es relativamente estable entre sectores. Dicho de otro modo, hay factores transversales a los

¹⁹ Los resultados son coherentes con lo que obtienen De Hoyos (2006) para México, con un 50% de varianza salarial no explicada por el modelo hacia el 2006; para Costa Rica, Gindling y Trejos (2003) con un 50% para 1990 y 48% para 1999; y para Chile, Contreras (2002a), con un 60% para 1992.

²⁰ Como la variable de experiencia potencial fue incluida en términos lineales y cuadráticos en las estimaciones de salarios, el S_j correspondiente se obtiene de la suma de los S_j de ambos coeficientes.

sectores que explicarían la desigualdad más que factores dentro de cada uno de los sectores específicos.

Por último, a pesar de que la variable está disponible solo para algunos países del total de la muestra, se puede analizar la importancia de participar en el sector público. La importancia relativa de esta variable en la explicación de la dispersión salarial

parece haberse reducido (baja de un 5% a un 3%). Para conciliar este resultado con el aumento en el retorno que mostraba el trabajar en el sector público de acuerdo con las estimaciones, hay que tener presente que este resultado está profundamente condicionado por la significativa caída que se observa en Guatemala (de 13% a 3%).

VI

Conclusiones

América Latina presenta una distribución de ingresos marcadamente desigual en el tiempo. El propósito del presente trabajo es contribuir a explicar los determinantes de la distribución de los salarios en la región, utilizando bases de datos comparables para una muestra amplia de países. Sin olvidar las diferencias idiosincráticas entre naciones, los resultados de este estudio aportan información respecto de los niveles de desigualdad, cambios en la década de 1990 y sus determinantes para la región. Las principales conclusiones derivadas de este estudio son las siguientes.

Primero, transcurrida una década, la región ha experimentado un fenómeno de convergencia entre países. En efecto, los indicadores de desigualdad, así como el retorno a variables como experiencia y género, presentan un comportamiento más uniforme.

Segundo, es interesante notar la heterogeneidad de las brechas ligadas por género y su evolución a lo largo del tiempo. Las mujeres en la región perciben menores ingresos que sus pares hombres de similares niveles de escolaridad y experiencia. Sin embargo, luego de una década, esta brecha se ha reducido en el tiempo. Aunque en pequeña magnitud, en los años noventa ser mujer contribuía a una mayor desigualdad salarial. Dicha contribución es casi nula hacia el final del período examinado.

Es importante que en las políticas públicas pro equidad se consideren los potenciales efectos relacionados con los cambios en la participación de la mujer en el mercado del trabajo. Por una parte, es relevante incentivar la participación femenina, sobre todo en sectores de escasos recursos. Por ejemplo, motivando la proliferación de trabajos con horarios más flexibles, que cuenten con servicios de cuidado infantil o ambos casos. Sin embargo, es necesario cautelar que una política de estas características vaya de la mano

con empleos con condiciones mínimas de previsión y protección social.

Tercero, luego de 10 años, el retorno a la escolaridad tiene un comportamiento relativamente estable en América Latina, lo que obedece a dos efectos que se contraponen. Por una parte, las políticas de masificación de la escolaridad que se llevan a cabo en la región han incidido en una baja en el retorno a la educación secundaria. Por otra, se observa un incremento en el premio a la educación superior, ligado a una alta demanda relativa de trabajadores calificados.

Por último, condicional a la metodología utilizada en este estudio, se encuentra que el poder explicativo del modelo se mantiene prácticamente constante luego de una década. Detrás de este resultado se esconden algunos cambios. La escolaridad explicaba aproximadamente el 35% de la dispersión salarial en América Latina en los años noventa. Luego de 10 años, esta cifra aumenta al 38%. Es decir, la educación es aun más relevante para explicar la desigualdad salarial en el mercado laboral formal. Las otras variables presentan cambios que, si bien pueden ser indicativos de tendencias, son menores.

Para avanzar hacia una distribución más equitativa de los ingresos del trabajo parece indispensable que América Latina transite hacia una nueva etapa, de la cobertura en educación secundaria a una ampliación del acceso a la educación superior. Es importante pensar esta medida como una estrategia de largo plazo. En un comienzo, mayores niveles de educación podrían relacionarse con mayores niveles de desigualdad, debido a una demanda relativa alta de trabajadores calificados y una asimetría en la distribución de escolaridad. Sin embargo, a medida que la oferta laboral fuera creciendo en calificación se producirían dos efectos potenciales. Primero, una caída en el premio a la educación superior, debido a la satisfacción de

una demanda hasta el momento creciente. Y segundo, dicho premio se distribuiría mejor entre la población. Por tanto, es consistente que mientras el acceso a la educación superior sea exclusivo, los incrementos en educación conducirán a mayores niveles de desigualdad; sin embargo, ello debiera revertirse a medida que el

acceso a la educación terciaria se masifique. En tal sentido, las futuras inversiones en materia educativa deben apuntar a incrementar los niveles de escolaridad más allá del ciclo secundario. Ello requerirá poner especial énfasis en facilitar el acceso a la educación terciaria a los segmentos más pobres de la población.

ANEXOS

CUADRO A-1

América Latina (13 países): sectores económicos por país, año inicial alrededor de 1990
(En porcentajes)

País	[A]	[B]	[C]	[D]	[E]	[F]	[G]	[H]	[I]	Total
Argentina	1	23	5	18	9	12	13	8	10	100
Bolivia (Estado Plurinacional de)	7	16	9	9	9	4	46	100
Brasil	7	23	6	12	5	4	30	9	4	100
Chile	4	26	9	17	10	11	24	100
Colombia	3	29	6	20	7	9	26	100
Costa Rica	6	24	5	18	5	7	36	100
El Salvador	6	27	9	19	6	6	9	10	7	100
Guatemala	12	21	7	14	5	4	38	100
Honduras	11	21	11	16	6	4	32	100
México	6	24	8	15	4	3	40	100
Nicaragua	9	17	7	16	7	4	40	100
Panamá	9	14	3	25	6	8	11	15	11	100
Uruguay	3	23	6	14	6	5	43	100
Promedio	6,5	22,0	6,9	16,5	6,8	6,5	29,0	10,5	8,0	
Desviación estándar	3,4	4,5	2,2	4,1	1,7	2,9	12,6	3,1	3,2	

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL).

Notas:

[A] Agricultura, minería y suministro de electricidad, gas y agua.

[B] Industria manufacturera.

[C] Construcción.

[D] Comercio.

[E] Transporte y comunicaciones.

[F] Establecimientos financieros.

[G] Servicios.

[H] Administración pública y defensa.

[I] Otras actividades.

CUADRO A-2

América Latina (13 países): sectores económicos por país, año final alrededor de 2000
(En porcentajes)

País	[A]	[B]	[C]	[D]	[E]	[F]	[G]	[H]	[I]	Total
Argentina	2	19	5	21	10	8	13	9	12	100
Bolivia (Estado Plurinacional de)	5	20	11	15	9	8	10	8	14	100
Brasil	6	20	6	23	6	11	4	10	15	100
Chile	10	16	9	19	9	10	27	100
Colombia	8	21	5	23	6	9	...	28	...	100
Costa Rica	5	19	6	25	6	11	10	8	11	100
El Salvador	4	25	9	22	7	9	9	9	6	100
Guatemala	3	24	5	27	4	3	21	12	...	100
Honduras	6	26	9	21	5	7	27	100
México	3	23	9	17	5	...	44	100
Nicaragua	13	17	8	18	5	1	37	100
Panamá	4	12	7	26	8	10	11	12	10	100
Uruguay	6	13	5	18	7	9	14	13	17	100
Promedio	6,0	19,3	7,1	21,5	6,8	8,0	16,6	12,1	12,1	
Desviación estándar	3,1	4,4	2,1	3,6	1,9	3,1	10,0	6,2	3,6	

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL).

Notas:

[A] Agricultura, minería y suministro de electricidad, gas y agua.

[F] Establecimientos financieros.

[B] Industria manufacturera.

[G] Servicios.

[C] Construcción.

[H] Administración pública y defensa.

[D] Comercio.

[I] Otras actividades.

[E] Transporte y comunicaciones.

CUADRO A-3

América Latina (13 países): coeficiente de la ecuación de Mincer corregida para cada sector económico, alrededor de 1990 - alrededor de 2000

País	[A]		[C]		[D]		[E]		[F]		[G]		[H]		[I]	
	Año		Año		Año		Año		Año		Año		Año		Año	
	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
Argentina	0,19*	0,01	0,09	-0,04	-0,15	-0,12**	0,04	-0,01	0,08*	0,04	0,04	0,04	0,16	0,13	0,06	0,05
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,18*	0,32*	0,00	0,20*	0,03	-0,1	0,17	-0,07	0,29**	0,06	0,06	0,16	...	0,32	0,17	...
Brasil	-0,26**	-0,24**	-0,13	-0,14**	-0,28	-0,22**	-0,03	0,01	0,30**	0,17	-0,32	-0,15	-0,06	0,13	0,03**	-0,15
Chile	0,06**	0,05*	0,08	0,08**	-0,16	-0,13**	0,02	-0,04*	0,21**	0,03	-0,11	0,03**
Colombia	0,11**	0,32**	-0,19	-0,09**	-0,05	-0,12**	-0,14	-0,03*	0,15**	0,10**	-0,04	0,04
Costa Rica	0,11*	0,21**	0,09	-0,05	0,01	-0,12**	0,14	-0,03	0,15**	0,00	0,02	-0,02	...	0,05	0,02	...
El Salvador	-0,37**	-0,38**	0,09	-0,18	0,21	-0,16	0,38	0,09	-0,04**	-0,03	0,49	0,37	0,72	0,17	0,45**	0,67
Guatemala	-0,19**	0,02	0,02	0,07	-0,09	-0,07	-0,05	0,13	0,18**	0,45	-0,09	-0,04	...	-0,01
Honduras	-0,23**	-0,56**	-0,04	-0,05*	-0,18	-0,23**	-0,08	-0,08*	0,09*	-0,01	-0,13	-0,18
México	-0,03	-0,11	-0,14*	-0,05	-0,09*	-0,15**	0,10	-0,13**	-0,02	0,00
Nicaragua	0,15	0,06	0,06	0,21*	-0,06	0	0,34	0,30**	0,33**	0,49**	-0,02	-0,01
Panamá	0,27**	0,14*	0,19	0,22**	-0,02	-0,12**	0,29	0,25**	0,26**	0,08*	0,08	-0,06	0,12	-0,04	-0,04	0,20
Uruguay	-0,01	-0,08*	-0,09	0,01	-0,10	-0,04	-0,09	0,12**	0,24**	-0,04	-0,13	0,13	...	0,09
Promedio	-0,04	-0,01	-0,04	0,03	-0,11	-0,11	0,04	0,04	0,13	0,10	-0,02	0,03	0,24	0,10	0,09	0,19
Desviación estándar	0,25	0,25	0,21	0,13	0,18	0,07	0,24	0,13	0,23	0,17	0,18	0,14	0,34	0,10	0,17	0,35

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL).

Notas: *Significativo al 5%, **Significativo al 1%

El sector de industria manufacturera se elige como sector referencial, porque absorbe una cantidad importante de trabajadores del mercado laboral formal en todos los países de la región.

[A] Agricultura, minería y suministro de electricidad, gas y agua.

[F] Establecimientos financieros.

[C] Construcción.

[G] Servicios.

[D] Comercio.

[H] Administración pública y defensa.

[E] Transporte y comunicaciones.

[I] Otras actividades.

CUADRO A-4

América Latina (13 países): retorno a la escolaridad por ciclo educativo, alrededor de 1990 - alrededor de 2000
(En porcentajes)

País	Primaria			Secundaria			Terciaria		
	Año inicial	Año final	Dif ^a	Año inicial	Año final	Dif ^a	Año inicial	Año final	Dif ^a
Argentina	0,06	0,05	-	0,12	0,10	-	0,15	0,13	-
Bolivia (Estado Plurinacional de)	0,08	0,05	-	0,08	0,05	-	0,13	0,21	+
Brasil	0,16	0,11	-	0,21	0,17	-	0,25	0,25	0
Chile	0,08	0,09	+	0,15	0,13	-	0,22	0,24	+
Colombia	0,12	0,05	-	0,12	0,10	-	0,16	0,13	-
Costa Rica	0,07	0,05	-	0,11	0,11	0	0,11	0,16	+
El Salvador	0,07	0,07	0	0,15	0,11	-	0,15	0,18	+
Guatemala	0,10	0,09	-	0,15	0,16	+	0,11	0,16	+
Honduras	0,12	0,10	-	0,16	0,14	-	0,17	0,16	-
México	0,07	0,05	-	0,15	0,11	-	0,15	0,17	+
Nicaragua	0,09	0,10	+	0,15	0,10	-	0,15	0,18	+
Panamá	0,06	0,11	+	0,13	0,11	-	0,17	0,18	+
Uruguay	0,08	0,05	-	0,12	0,10	-	0,12	0,15	+
Promedio	0,09	0,08	-	0,14	0,12	-	0,15	0,18	+
Desviación estándar	0,03	0,03	0	0,03	0,03	0	0,04	0,04	0

Fuente: elaboración propia sobre la base de datos oficiales de la Comisión Económica para América Latina (CEPAL).

Nota: Todos los coeficientes son significativos al 1%.

^a Dif. se refiere al signo (negativo, positivo o nulo) de la diferencia entre el valor para el año inicial y el valor para el año final.

Bibliografía

- Acemoglu, D. (1997), "Matching, heterogeneity and the evolution of income distribution", *Journal of Economic Growth*, vol. 2, N° 1, Nueva York, Springer.
- Alesina, A. y D. Rodrik (1994), "Distributive politics and economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, N° 2, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Atkinson, A. (1970), "On the measurement of inequality", *Journal of Economic Theory*, vol. 2, N° 3, Amsterdam, Elsevier.
- Banco Mundial (2004), "Inequality and economic development in Brazil", *A World Bank Country Study*, N° 30114, Washington, D.C.
- Bertola, G., F. Blau y L. Kahn (2001), "Comparative analysis of labor market outcomes: lessons for the US from international long-run evidence", *NBER Working Papers*, N° 8526, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research.
- Bourguignon, F. y F. Ferreira (2005), "Decomposing changes in the distribution of household incomes: methodological aspects", *The Microeconomics of Income Distribution Dynamics in East Asia and Latin America*, F. Bourguignon, F. Ferreira y N. Lustig (comps.), Washington, D.C., Banco Mundial/Oxford University Press.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2004), *Panorama social de América Latina 2004 (LC/L.2220-P)*, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.04.II.G.148.
- _____ (2003), *Panorama social de América Latina 2002-2003 (LC/G.2209-P)*, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.03.II.G.185.
- _____ (2002a), *Panorama social de América Latina 2001-2002 (LC/G.2183-P)*, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.02.II.G.85.
- _____ (2002b), *Balance preliminar de las economías de América Latina y el Caribe 2002 (LC/G.2196-P)*, Santiago de Chile. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.02.II.G.126.
- Contreras, D. (2002a), "Explaining Wage Inequality in Chile: Does Education really matter?", Santiago de Chile, Departamento de Economía, Universidad de Chile, octubre.
- _____ (2002b), "Poverty and Inequality in a Rapid Growth Economy: Chile 1990-1996?", Santiago de Chile, Departamento de Economía, Universidad de Chile, enero.
- _____ (1996), "Pobreza y desigualdad en Chile: 1987-1992. Discurso, metodología y evidencia empírica", *Estudios públicos*, N° 64, Santiago de Chile, Centro de Estudios Públicos.
- Contreras, D. y M. Galván (2003), "Are the Gender and Ethnic Wage Discrimination Decreasing in Bolivia? Evidence of 1994-1999", abril.
- Contreras, D. y A. Ruiz Tagle (1997), "Cómo medir la distribución de ingresos en Chile", *Estudios públicos*, N° 65, Santiago de Chile, Centro de Estudios Públicos.
- De Ferranti, D. y otros (2003), *Inequality in Latin America and the Caribbean: Breaking with History?*, Washington, D.C., Banco Mundial.
- De Hoyos, R. (2006), "Accounting for Mexican Income Inequality during the 1990s", junio.
- Deaton, Angus (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore, Johns Hopkins University Press.
- DiNardo, J., N.M. Fortin y T. Lemieux (1996), "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: a semiparametric approach", *Econometrica*, vol. 64, N° 5, Nueva York, Econometric Society.
- Fields, G. (2002), "Accounting income inequality and its change: a new method, with application to the distribution of earnings in the U.S.", *Working Paper*, Cornell, Cornell University.
- _____ (1996), "Accounting for Differences in Income Inequality", Cornell, Cornell University, enero, inédito.
- Galor, O. y J. Zeira (1993), "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies*, vol. 60, N° 1, Blackwell Publishing.

- Ganuzza, E. y otros (comps.) (2001), *Liberalización, desigualdad y pobreza: América Latina y el Caribe en los 90*, Buenos Aires, Eudeba, junio.
- Gindling, T.H. y J. Trejos (2003), "Accounting for changing earnings inequality in Costa Rica, 1980-1999", *UMBC Economic Department Working Papers*, N° 03-108, Baltimore, UMBC Department of Economics, abril.
- Jimeno, J.F. y H. Simón (2001), "Instituciones y estructura salarial: lecciones desde la experiencia española", inédito.
- Juhn, C., K. Murphy & B. Pierce (1993), "Wage inequality and the rise in returns to skill", *Journal of Political Economy*, vol. 101, N° 3, Chicago, University of Chicago Press.
- Katz, L. y K. Murphy (1992), "Changes in relative wages, 1963-1987: supply and demand factors", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107, N° 1, Cambridge, Massachusetts, MIT Press.
- Mincer, J. (1996), "Changes in wage inequality, 1970-1990", *NBER Working Papers*, N° 5823, Cambridge, Massachusetts, National Bureau of Economic Research, noviembre.
- _____ (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, Nueva York, Columbia University Press.
- Mood, A., F. Graybill y D. Boes (1974), *Introduction to the Theory of Statistics*, Nueva York, McGraw-Hill.
- Morduch, J. y T. Sicular (2002), "Rethinking inequality decomposition, with evidence from rural China", *Economic Journal*, vol. 112, N° 476, Londres, Royal Economic Society.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, vol. 14, N° 3, University of Pennsylvania/ Osaka University Institute of Social and Economic Research Association.
- Persson, T. y G. Tabellini (1994), "Is Inequality Harmful for Growth?", *American Economic Review*, vol. 84, N° 3, Nashville, Tennessee, American Economic Association.
- Robbins, D. (1994), "Relative wage structure in Chile, 1957-1992: changes in the structure of demand for schooling", *Estudios de economía*, vol. 21, número especial, Santiago de Chile, Universidad de Chile, noviembre.
- Shorrocks, A. y G. Wan (2003), "Spatial Decomposition of Inequality", UNU/WIDER Research Paper, Helsinki, Instituto Mundial de Investigaciones de Economía del Desarrollo.